

DOCUMENTS DE TREBALL
DE LA DIVISIÓ DE CIÈNCIES JURÍDIQUES
ECONÒMIQUES I SOCIALS

Col·lecció d'Economia

**UNA EXPLORACIÓN COMPLETA DE LOS COSTES DEL
SERVICIO DE RESIDUOS SÓLIDOS**

Germà Bel[&]

Correspondència:

Departament de Política Econòmica i Estructura Econòmica Mundial
Grup de Recerca de Qualitat "Política pública i regulació econòmica"
Facultat d'Econòmiques – Universitat de Barcelona
Avd. Diagonal 690 - 08034 Barcelona
Tel: 34.93402194 Fax: 34.934024573 e-mail:gbel@ub.edu
<http://www.ub.edu/graap/bel.htm>

[&] Esta investigación ha disfrutado de apoyo financiero proporcionado por la Generalitat de Catalunya, a través de las convocatorias competitivas de l'Escola d'Administració Pública. Ha sido de gran utilidad la información facilitada por la Junta de Residus de Catalunya y por los ayuntamientos que han colaborado en la *Encuesta sobre la Producción de Servicios Locales*, mediante la cual se han obtenido datos empíricos para este trabajo. La Entitat Metropolitana de Serveis Hidràulics i Tractament de Residus (EMHSTR) ha facilitado la asignación municipal del coste de los servicios que esta entidad presta en su ámbito territorial, por lo debo expresar mi agradecimiento a Albert Martínez. La Federación de Servicios Públicos de la UGT ha facilitado información sobre negociación colectiva y condiciones salariales en el sector. Agradezco la colaboración y los comentarios detallados de Joan Ramon Borrell y de Antonio Miralles. Una versión preliminar del trabajo fue presentada en el Seminario de Investigación de Economía de la Universitat de Barcelona, donde recibí sugerencias útiles de Cristina Gispert, Albert Solé y Maite Villalta, y en el VI Encuentro de Economía Aplicada. Agradezco las sugerencias recibidas en el proceso de evaluación de la colección de documentos de trabajo en Economía de la Universitat de Barcelona.

A FULL INSPECTION OF THE COST STRUCTURE OF SOLID WASTE SERVICES

Abstract:

The economics literature on urban solid waste collection is scarce, although this type of services has undergone organizational as well as regulatory reforms. This research studies the cost structure of solid waste collection in order to explain why the costs caused by this service vary among municipalities. To do so, first we derive a cost function. We then specify and estimate an explanatory model on a sample of municipalities. Empirical results allow us to study scale economies and the impact on costs of some factors directly related to the service, such as recycling, frequency and location of a landfill in the municipality. In addition to this, we analyse the effects on costs of density, wage levels, peak periods and contracting out.

Key words: local government, privatization, contracting-out, environmental management.

JEL codes: H72, L33, Q24

UNA EXPLORACIÓ COMPLETA DELS COSTOS DEL SERVEI DE RESIDUS SÒLIDS

Resum:

La literatura econòmica sobre els serveis municipals de residus sòlids a Espanya és molt escassa, tot i que aquests serveis han estat objecte d'intenses reformes organitzatives i regulatòries. En aquesta investigació s'estudia la seva estructura de costos amb l'objectiu d'explicar la variabilitat entre els municipis dels costos suportats pel servei. És determina una funció de costos i s'estima de forma paramètrica. Els resultats de l'anàlisi empírica permeten estudiar l'existència d'economies d'escala amb l'output, i l'efecte d'alguns factors directament associats amb el servei com el grau de residus selectius, la freqüència de recollida o l'existència d'instal·lacions de dipòsit en el municipi. A més, s'analitza l'impacte sobre els costos d'altres factors com la densitat de població, els nivells salarials, l'estacionalitat i la forma de producció, pública o privada.

Paraules clau: govern local, privatització, contractació externa, gestió mediambiental.

Codis JEL: H72, L33, Q24

Una exploración completa de los costes del servicio de residuos sólidos

Germà Bel

I. Introducción

En España, como en otros países, los servicios públicos vinculados con el medio ambiente han sido sometidos a un grado intenso de reforma organizativa como regulatoria. Los servicios municipales de residuos sólidos son un buen ejemplo. Este servicio incluye diferentes fases: desde la recogida en el entorno urbano hasta el depósito en las instalaciones de eliminación o tratamiento, pasando por el transporte desde el entorno urbano hasta estas últimas instalaciones.

Muchas Administraciones han puesto en marcha programas dirigidos a aumentar el grado de selección entre los residuos recogidos, para elevar la parte que en lugar de ser eliminada puede ser reciclada. Con este objetivo se han establecido normas de obligado cumplimiento y esquemas de incentivos económicos (programas de subvenciones intergubernamentales, etc.). Así, por ejemplo, en Cataluña el porcentaje de residuos selectivos sobre el total saltó del 4,9% en 1998 al 12,5% en 2000, y llegó al 13,7% en 2001. También se han formulado y aplicado programas dirigidos al cierre de numerosos vertederos incontrolados y a la generalización de los vertederos controlados y otras fórmulas de eliminación de residuos más respetuosas con el medio ambiente. Por otra parte, este sector ha registrado un cambio muy intenso en la forma de producción del servicio. Por un lado, se han acometido numerosas experiencias de agregación supramunicipal de la gestión, mediante instrumentos como mancomunidades, comarcas o consorcios. Por otro lado, y de manera compatible con lo anterior, en las dos últimas décadas se ha registrado un avance muy considerable del uso de la privatización como instrumento de reforma de la gestión del servicio (Bel y Miralles, 2003).

A pesar de la entidad de los cambios organizativos y regulatorios aplicados en los servicios de residuos sólidos, la literatura económica recoge pocos análisis empíricos de este sector en España. Bosch, Pedraja y Suárez-Pandiello (2000, 2001) analizan la eficiencia técnica de diferentes municipios mediante la metodología del Análisis Envolvente de Datos (DEA). Por otra parte, Bel (2002) estudia algunos efectos de la privatización del servicio sobre las tasas y el presupuesto público y Bel y Miralles (2003) analizan los factores que influyen en la privatización de los servicios de residuos sólidos. Sin embargo, no se ha formulado aún ninguna estimación de una función de los costes municipales del servicio de residuos sólidos. Este trabajo persigue llenar esta laguna de la investigación en España. Nuestro objetivo no es analizar la eficiencia técnica de las unidades productoras del servicio, aspecto ya estudiado en algunos de los trabajos mencionados más arriba. Lo que nos proponemos es explicar la variabilidad entre los municipios de los costes soportados. Con este objetivo, en la investigación se emplea el análisis multivariante para determinar los factores que influyen en los costes municipales por el servicio de residuos sólidos.

El análisis se basa en los antecedentes más relevantes en el estudio de costes de estos servicios: Hirsch (1965), Kitchen (1976), Stevens (1978), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Dubin y Navarro (1988) y Callan y Thomas (2001). Además de la propia determinación de la función de costes y del estudio específico de la existencia de economías de escala, se consideran de forma separada los residuos de carácter general y los residuos de carácter selectivo, cuyo único antecedente es el trabajo de Callan y Thomas (2001). Además, y a diferencia de los mencionados trabajos, se presta una atención particular al fenómeno de la estacionalidad que implica la actividad turística, de especial relevancia en el contexto geográfico de referencia en el estudio. Por último, se emplea este contexto de análisis multivariante para determinar si la forma de producción del servicio (producción pública o contratación externa) ejerce alguna influencia sobre los costes.

Para desarrollar esta agenda de investigación, en la sección siguiente se revisan con mayor detalle los antecedentes de la literatura en materia de análisis de funciones de costes municipales en este tipo de servicios. A continuación, en la sección tercera se establece el marco teórico y se caracterizan el modelo empírico y los datos empleados. En la sección cuarta se presentan los resultados empíricos. Por último, se establecen las principales conclusiones derivadas del análisis y algunas implicaciones de las mismas.

II. Antecedentes teóricos y empíricos.

Los primeros trabajos empíricos sobre costes del servicio de residuos sólidos con impacto relevante en la literatura son los de Hirsch (1965) y Kitchen (1976); en ellos se apuntan ya algunas de las cuestiones que han centrado la investigación subsiguiente. Así, por ejemplo, Hirsch (1965) concluye la ausencia de economías de escala con el output (economías de escala en adelante) en el servicio. Por su parte, Kitchen (1976) encuentra diseconomías de de escala con la densidad de población (economías de densidad en adelante) en el coste. Sin embargo, el carácter de los modelos especificados en esos trabajos era muy preliminar y también eran muy importantes las limitaciones en cuanto a la disponibilidad de datos. Por ejemplo, Kitchen (1976) debe tomar la población servida como indicador de output ante la falta de datos sobre el volumen real de residuos sólidos.

Estas limitaciones de información cuantitativa aparecen también en algunos estudios más recientes, como el de Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), cuya estimación del efecto negativo sobre los costes de la contratación externa así como de la producción retenida por unidades públicas mediante un procedimiento competitivo ha tenido un gran impacto en la literatura.¹ A causa de

¹ En un trabajo posterior, Cubbin, Domberger y Meadowcroft (1987) analizan los mismos datos mediante el análisis de eficiencia técnica basado en inputs, y concluyen que los aumentos de productividad física explican la mayor parte de la reducción de costes tanto bajo contratación externa como bajo producción pública retenida mediante procedimiento competitivo.

las limitaciones de información, Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986) emplean el número de unidades residenciales y de actividad económica servidas como aproximación a la cantidad de residuos generados, y en materia de frecuencia deben distinguir entre más o menos de una recolección por semana. Sin embargo, su trabajo no analiza la cuestión de las economías de escala y no profundiza en el estudio de las economías de densidad.

El trabajo de Stevens (1978) supone un salto importante en la calidad de la especificación de modelos y de los datos empleados. En este estudio se toman ya en consideración las cuestiones relacionadas con la forma de producción (mercados competitivos con acuerdos particulares entre las familias y los productores privados, monopolio público o monopolio privado contratado por el municipio), y se abordan más formalmente las cuestiones relacionadas con las economías de densidad. Stevens (1978) usa los datos procedentes de una muestra de Savas (1977) para municipios de Estados Unidos. Toma como variable explicada el coste total del servicio, y considera como variables explicativas la cantidad de residuos generada, un índice salarial del sector, la forma de producción (privada o pública), la estructura del mercado (competitivo o monopolístico), la frecuencia de la recogida, la cantidad de residuos por habitante, la densidad de población y la variabilidad de las condiciones climáticas. Los resultados empíricos de Stevens (1978) muestran la existencia de economías de escala positivas en los municipios de menor población, no se encuentra evidencia de economías de densidad, la frecuencia de recogida y los indicadores de salarios influyen positivamente sobre los costes. Por último, la variación climática y la forma de producción carecen de efectos significativos, aunque en el caso de la forma de producción en los municipios de más de 50.000 habitantes el monopolio privado tiene un efecto de reducción en los costes. Los resultados obtenidos al segmentar los municipios por tamaño de población hacen que Stevens (1978) plantee la existencia de un cambio estructural en la ecuación

que haría incorrecta la agregación de la muestra, aunque no encuentra evidencia estadística sólida de ello.

Dubin y Navarro (1988) tratan el mismo esquema de cuestiones abordado en Stevens (1978). Sobre la misma muestra de Savas (1977), toman como variable explicada el coste medio del servicio, y consideran como variables explicativas la cantidad de residuos recogida por vivienda, la estructura del mercado (estrictamente privada, franquicia o municipal, sea ésta última con producción pública o con contratación externa), la frecuencia de la recogida, la recogida en lugar de depósito o a domicilio, la densidad de población y la variabilidad de las condiciones climáticas. Los resultados empíricos de Dubin y Navarro coinciden con los de Stevens en la existencia de economías de escala positivas en los municipios de menos de 20.000 habitantes, aunque la importancia de estas economías de escala es muy reducida. Por encima de 20.000 habitantes se agotan las economías de escala. No encuentran evidencia directa de economías de densidad.² Además, la mayor frecuencia de la recogida hace crecer los costes, mientras que éstos disminuyen al aumentar la recogida en puntos de depósito. Las variaciones de temperatura no tienen significación alguna. Por lo que se refiere a la forma de producción, la de mercado privado aparece como la más costosa, mientras que la producción en monopolio local, sea público o privado, aparece como la menos costosa. Por último, Dubin y Navarro (1988) contrastan la sugerencia realizada por Stevens (1978) sobre el cambio estructural de la ecuación de costes según el tamaño de población, pero su análisis no encuentra evidencia que permita rechazar la hipótesis de estabilidad estructural de la ecuación de costes.

² Con respecto a las economías de densidad, Dubin y Navarro (1988) se plantean el problema de la posible correlación entre la densidad de población y la forma de organización del servicio, que podría afectar a la consistencia de la estimación de la densidad y explicar su falta de significación en estudios anteriores. Después de corregir su modelo con el efecto de la estructura de mercado hallan economías de densidad positivas

En un trabajo más reciente Callan y Thomas (2001) introducen en su estudio la naturaleza multiproducto del servicio de residuos sólidos, distinguiendo entre sus dos componentes principales: residuos de carácter general dirigidos a la eliminación y residuos de carácter selectivo dirigidos al reciclaje. Estiman un modelo de dos ecuaciones en el que la variable explicada es el coste total del servicio, y las variables explicativas son la cantidad de residuos generada, distinguiendo entre residuos para eliminar y para reciclar, la densidad de población, la frecuencia de la recogida, la forma de producción del servicio (monopolio público o contratación externa), la existencia de vertedero en el municipio, etc. Callan y Thomas (2001) encuentran ausencia de economías de escala y presencia de economías de densidad para los residuos de eliminación, mientras que los residuos selectivos muestran economías de escala y ausencia de economías de densidad. La mayor frecuencia de recogida hace crecer los costes en ambos casos, y la existencia de vertedero en el municipio reduce el coste. Por último, la forma de producción no influye en los costes.

Mediante la revisión de la literatura más relevante en el ámbito del análisis de la estructura de costes municipales del servicio de residuos se aprecia la relevancia de cuestiones como las relativas a la existencia de economías de escala o de economías de densidad, sobre las que la evidencia empírica ofrece evidencia ambigua. Otros factores explicativos muestran resultados menos ambiguos: el aumento de la frecuencia de recogida hace crecer los costes y la proximidad de las instalaciones de vertido. Los factores de tipo climático no muestran generalmente un efecto significativo sobre los costes. Por último, en este contexto del análisis multivariante de la estructura de costes, el mercado estrictamente privado aparece asociado con mayores costes. Y, por lo que se refiere al efecto de la forma de producción (pública o privada), los resultados muestran cierta ambigüedad, oscilando entre la falta de significación y la asociación de menores costes a la contratación externa.

III. Marco teórico, modelo empírico y datos.

La función básica del coste del servicio de residuos sólidos se puede representar de la forma:

$$c = f(q, p, x, z) \quad [1]$$

Donde c representa los costes, que se determinan a partir del volumen de output q , el precio de los inputs p , algunas características x del output, y algunas características no controlables z que afectan al servicio. Los factores explicativos que se consideran son los siguientes:

c = Coste del servicio de residuos sólidos.

q = Volumen de residuos generados en el municipio

$pcsel$ = Porcentaje de residuos selectivos.

w = Coste salarial

f = Frecuencia de recogida de residuos.

d = Densidad de población.

t = Actividad turística.

v = Instalaciones de vertido de residuos.

$prod$ = Forma de producción del servicio (producción privada o pública).

En general, estos factores explicativos son comunes a los empleados en los trabajos de Stevens (1978), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Dubin y Navarro (1988) y Callan y Thomas (2001), aunque estos dos últimos no incluyen variables relativas al coste salarial. Por otra parte, sólo Callan y Thomas (2001) distinguen entre residuos para eliminación y para reciclaje. Por último, aunque la actividad turística no aparece en ninguno de ellos, su inclusión parece relevante en el contexto geográfico en el que se realiza nuestro análisis empírico.

a) La variable dependiente

La variable dependiente es el coste que el municipio soporta por el servicio de residuos sólidos. El coste del servicio comprende los costes derivados de la recogida, del transporte al centro de eliminación o tratamiento, y de la propia

eliminación o tratamiento.³ Especificamos como variable dependiente el coste total del servicio, *ct*, al igual que en la mayoría de los trabajos más recientes en la literatura [i.e. Stevens (1978), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986) y Callan y Thomas (2001)].

b) Las variables explicativas

1) *Cantidad de residuos*: La primera variable explicativa es la cantidad de residuos generados (*qrg*) expresada en kilos. Se espera un coeficiente positivo y significativo sobre los costes. El análisis de la existencia de economías de escala exige contrastar si los costes medios de proveer el servicio decrecen a medida que aumenta la cantidad de residuos. Si $C(q)$ son los costes totales y $C(q)/q$ son los costes medios, se pretende comprobar si la derivada de costes medios es negativa:

$$(d(C(q)/q) / dq) < 0 \quad [2]$$

y, aplicando la regla de la cadena,

$$((d(C(q)/dq) * q - C(q)) / q^2) < 0 \quad [3]$$

El numerador debe ser negativo para que esta expresión sea negativa, puesto que el denominador siempre es positivo:

$$((d(C(q)/dq) * q - C(q)) < 0 \quad [4]$$

Dividiendo ambos lados de la desigualdad por $C(q)$ se obtiene:

$$((d(C(q)/dq) * (q/C(q)) - 1 < 0 \quad [5]$$

y por tanto,

$$((d(C(q)/dq) * (q/C(q)) < 1 \quad [6]$$

³ No incluye, en cambio, los costes del servicio de limpieza viaria, cuya naturaleza económica es esencialmente diferente. La imposibilidad de diferenciar los costes de la limpieza viaria del resto han obligado a excluir de la muestra a algunos municipios que, habiendo aportado inicialmente una única cifra que englobaba también el coste de la limpieza viaria, no han facilitado posteriormente información para la desagregación de costes.

En consecuencia, la hipótesis concreta de la existencia de economías de escala se cumple si la elasticidad del coste total con respecto a la cantidad de residuos es menor que la unidad.

2) *Porcentaje de residuos selectivos*. Los datos disponibles permiten distinguir entre residuos para eliminación y residuos selectivos. Esto permite analizar de forma específica el impacto de estos últimos sobre los costes. Se espera que el porcentaje de residuos selectivos (*pcsel*) haga crecer los costes⁴ y tenga un efecto significativo.

3) *Nivel salarial*: La existencia de variabilidad salarial entre los diferentes ámbitos territoriales podría influir en los costes soportados por los municipios. Una primera estrategia para recoger este impacto podría ser la inclusión de niveles salariales municipales. Pero esto presenta, primero, un problema de tipo práctico: esta información no existe con el nivel de desagregación requerido para nuestra muestra. Por otra parte, y desde un punto de vista más analítico, las reformas y cambios en la forma de organizar la producción del servicio de residuos sólidos –como la contratación externa y la agregación supramunicipal– han desvinculado lugar de trabajo y residencia de la fuerza de trabajo.⁵

⁴ McDavid (2000, 2001) presenta evidencia descriptiva en este sentido.

⁵ La contratación externa del servicio permite que una empresa se encargue del mismo en varios municipios. En nuestra muestra más del 80% de los municipios emplean la contratación externa. Además, entre los que mantienen producción pública se ha extendido la comarcalización del servicio, sobre todo entre los municipios de menor población. Así, por ejemplo, entre los municipios de menos de 5.000 habitantes de nuestra muestra menos del 30% mantienen producción pública, y entre éstos últimos está generalizada la agregación del servicio a nivel supramunicipal, bien en el transporte o bien en la recogida y transporte. En suma, en nuestro contexto es difícil mantener la coincidencia entre lugar de trabajo y lugar de residencia. Algunos trabajos sobre costes generales de los servicios locales (i.e. Solé-Ollé y Bosch, 2003) adoptan como variable aproximativa la población, a partir del supuesto de que los salarios crecen con el tamaño de la ciudad. Esto, que puede ser acertado para ámbitos territoriales bien delimitados y donde haya una estrecha vinculación entre lugar de trabajo y de residencia, plantea aquí un problema adicional: la población está muy correlacionada con el volumen de residuos. Por ello, su inclusión como variable introduciría un problema grave de multicolinealidad en el modelo.

Por lo que respecta a los niveles salariales en el sector, el convenio laboral vigente en el año 2000 tenía carácter estatal, y sólo existían tres convenios provinciales, para Murcia, León y Cáceres. Además, existen convenios específicos de contrata, que permiten a las grandes empresas del sector, cuyos niveles salariales suelen ser más altos, modular el convenio de empresa según las características específicas de la contrata. Esto ofrece poca información útil para nuestro trabajo. No obstante, parece muy probable que los trabajadores que prestan servicios en el sector en los municipios de una provincia residan en la misma, y una hipótesis plausible es que los salarios en el sector muestran disparidades interterritoriales similares a las existentes en el conjunto de la economía. En su análisis sobre costes de servicios públicos locales en EEUU, Ladd (1992) adopta como variable los niveles salariales en el conjunto del estado. Por otra parte, Sanromá y Ramos (1999) analizan los niveles salariales relativos en España y encuentran que la provincia de Lleida registra unos salarios significativamente más bajos que las restantes provincias catalanas. A partir de esta información y antecedentes, se define la variable nivel salarial relativo (wr), especificada como una *dummy* que toma valor 1 cuando el municipio pertenece a la provincia de Lleida y 0 en caso contrario. Se espera que la variable tenga efecto significativo y relación negativa con los costes.

4) *Frecuencia (frec)*: Número de días con recogida de residuos durante la semana. De acuerdo con los antecedentes, se espera un efecto positivo y significativo de esta variable.

5) *Densidad (den)*: La medida usualmente empleada en la literatura sobre costes del servicio de residuos es la que relaciona el número de viviendas con la superficie del término municipal. Los datos disponibles desagregados en detalle municipal sobre número de viviendas en España sufren un considerable retraso y su actualización es quinquenal o decenal. Por tanto, se toma como indicador de la densidad del municipio el estándar de densidad de población, habitantes por

kilómetro cuadrado, indicador que también es usado en trabajos sobre demanda del servicio (i.e. Kinnaman y Fullerton, 2000). El efecto esperable de la densidad es ambiguo. Por una parte un mayor grado de concentración de la población ofrece la posibilidad de recoger mayor cantidad de residuos en cada parada para la recogida. Por otra parte, en la recogida y transporte de los residuos predomina el carácter de la actividad de transporte. Y el tiempo de transporte es muy sensible a los fenómenos de congestión y a la regulación del tráfico mediante semáforos que suelen ir asociados a densidades de población altas.⁶ Por tanto, es difícil predecir el efecto de la densidad de población sobre los costes, lo que es consistente con la ambigüedad que ofrecen los resultados de la literatura.

6) *Intensidad turística (it)*: No existen antecedentes del empleo de esta variable en el análisis multivariante de los costes del servicio de residuos sólidos, pero la importancia de esta actividad en el contexto geográfico de nuestro análisis empírico hace aconsejable su inclusión. Esto no se deriva de la existencia de la actividad turística en sí, puesto que una distribución estable durante el año de la actividad turística en un municipio se reflejaría directamente en los datos sobre cantidad de residuos generados y permitiría mantener una estructura similar del servicio durante todo el año. Pero la actividad turística en Cataluña está sometida a un elevado componente estacional, tanto en el caso del turismo de verano como de invierno. En estas circunstancias, aunque los datos de residuos generados reflejen en alguna medida el efecto del turismo, no consiguen absorber la inestabilidad en la estructura de producción causada por la estacionalidad turística, que acostumbra a exigir refuerzos estacionales de medios, cambios en la frecuencia del servicio, etc. Por tanto, el efecto de la intensidad del turismo estacional sobre los costes del servicio puede ser positivo y significativo.

⁶ Aunque ha sido habitualmente obviada en la literatura sobre costes del servicio de residuos sólidos, esta dualidad del efecto de la densidad sobre los costes de los servicios municipales fue sugerida ya hace tiempo por Bodkin y Conklin (1971), y considerada en algunos trabajos (i.e. Kitchen, 1976).

En su análisis del efecto de variables no controlables sobre la eficiencia del servicio de residuos sólidos, Bosch, Pedraja y Suárez-Pandiello (2001) usan la *población estacional*, estimada por la Generalitat de Cataluña a partir de las estadísticas de población de 1996 y varias estadísticas sobre turismo. El uso de esta variable presenta algunas carencias para nuestro análisis. La última estimación disponible se refiere al año 1998, mientras nuestro análisis empírico toma 2000 como año de referencia. Más agudo es el problema que plantea que la población estacional sólo sea estimada para municipios de más de 5.000 habitantes, además del resto de capitales de comarca. Sin embargo, en nuestra muestra la mitad de los municipios tienen menos de 5.000 habitantes. Dadas estas carencias se ha adoptado como variable el indicador ‘índice turístico’ para 2000 publicado por el Servicio de Estudios de la Caixa. Este índice está disponible para todos los municipios de más de 1.000 habitantes, y se calcula en función de la cuota tributaria del impuesto de actividades económicas sobre los establecimientos de alojamiento. Tiene en cuenta el número de habitaciones, ocupación del establecimiento (apertura estacional o continuada) y categoría del establecimiento, y su relación con el total de cuotas en España. Para que la variable refleje la intensidad relativa de la actividad turística la relacionamos con la población, y se especifica de la siguiente forma:

$$it_i = (cu_i/cu_e) \times (pob_i/pob_e)^{-1},$$

donde cu = cuota, pob = población, i = municipio, y e = España.

7) *Vertedero en el municipio (ver)*. El coste del transporte entre el municipio donde se produce la recogida y el lugar de vertido de los residuos es una parte importante del coste total del servicio. Por este motivo algunos trabajos toman la distancia entre el municipio y el vertedero como indicador de coste. La distancia entre municipio y lugar de vertido es un indicador correcto, a priori, del tiempo de viaje. Pero a medida que se amplía el espacio geográfico de la muestra de municipios pueden introducirse discrepancias significativas en las características

orográficas del terreno, las condiciones ingenieriles de las carreteras y la densidad de circulación, factores que influyen de forma determinante en el tiempo de viaje, que explica el coste del transporte en mucha mayor medida que la distancia física recorrida. Por este motivo, estudios recientes como Callan y Thomas (2001) prefieren adoptar como variable una *dummy* que refleje la existencia de vertedero en el término municipal. Adoptamos este criterio y establecemos la variable *dummy Ver*, que toma valor 1 cuando el vertedero está en el término municipal y valor 0 en caso contrario. Esperamos que el efecto de esta variable sobre los costes del servicio sea de signo negativo y significativo.

8) *Forma de producción del servicio (prod)*. Para evaluar la influencia de las formas alternativas de producción sobre los costes del servicio adoptamos la variable *prod* como una *dummy* que toma valor 1 cuando el servicio es producido por una empresa privada y toma valor 0 en caso de producción pública. El efecto esperado de esta variable es ambiguo. Algunos estudios multivariantes encuentran una relación de signo negativo entre producción privada y costes del servicio, mientras otros no encuentran significación estadística alguna.⁷

c) Los datos y sus fuentes

Todos los datos empleados en el análisis empírico se refieren al año 2000. La información sobre la cantidad de residuos generados es publicada en la página web de la Generalitat de Cataluña (<http://www.gencat.es>), y contiene el volumen tanto de los residuos de eliminación como de los residuos selectivos. De la misma fuente proceden los datos sobre los vertederos existentes para el depósito de

⁷ Además de los resultados mencionados en la sección antecedentes teóricos y empíricos, Hodge (2000) y Savas (2000) contienen información detallada sobre otros trabajos que estudian esta cuestión. Trabajos posteriores a las revisiones de Hodge (2000) y Savas (2000) encuentran resultados diversos: mejoras de costes con la gestión privada (Reeves y Barrow, 2000), evidencias mixtas (McDavid, 2000, 2001), y ausencia de diferencias significativas entre una y otra forma de producción (Callan y Thomas, 2001). Por último, en su análisis de la eficiencia técnica mediante DEA del servicio en 75 municipios catalanes, Bosch, Pedraja y Suárez-Pandiello (2000) no hallan diferencias significativas en los indicadores de eficiencia entre producción privada y pública.

residuos en Cataluña, y el término municipal donde se ubican. La información sobre población municipal se ha obtenido de la página web del Instituto Nacional de Estadística (<http://www.ine.es>) y los datos sobre superficie de los términos municipales ha sido obtenida de la página web del Instituto de Estadística de Cataluña (<http://www.idescat.es>). Los datos del índice turístico han sido publicados en el *Anuario Económico 2002* del Servicio de Estudios de La Caixa (<http://www.lacaixa.es>).

Los datos relativos a costes municipales por el servicio, frecuencia durante la semana y forma de producción del servicio se han obtenido mediante una encuesta (*Encuesta sobre la producción de servicios locales*) realizada a los municipios de Cataluña desde la Universitat de Barcelona. La encuesta se desarrolló en dos fases. En la primera, entre mayo y octubre de 2000, se obtuvieron, entre otros, datos sobre la forma de producción y la frecuencia del servicio. En una segunda fase, desarrollada entre febrero y octubre de 2002, se amplió la petición de información a los municipios de más de 1.000 habitantes que habían respondido la encuesta anterior con, entre otros, datos sobre costes liquidados del año 2000 del servicio de residuos sólidos. Asimismo, en esta segunda fase se envió a aquellos municipios de más de 1.000 habitantes que no habían respondido inicialmente⁸ un formulario completo que incluía también la información solicitada en la primera fase. El desarrollo de la encuesta ha permitido obtener información completa y suficiente para 186 municipios.⁹

⁸ En la primera fase de la encuesta se incluyó también a los municipios de menos de 1.000 habitantes. Sin embargo, el extremadamente bajo grado de respuesta en los municipios de este rango de población, junto con el hecho de que la información para algunas variables no está disponible para los municipios de menos de 1.000 habitantes, aconsejó excluirlos de la segunda fase de la encuesta y de la muestra final. La ausencia de los municipios de menos de 1.000 habitantes no perjudica la representatividad global del análisis.

⁹ En los procesos de obtención de datos sobre costes municipales de este servicio se han convertido en tradicionales algunos problemas. Destacan entre ellos las carencias de información sobre: a) inversiones y amortizaciones en el caso de unidades de producción pública no transformadas en sociedades, que puede sesgar a la baja los costes de la producción pública; b) inclusión de gastos de limpieza viaria en unidades públicas o en contratadas externas

Las características más generales de la muestra se describen en el cuadro 1. Incluye el 44% de los municipios de más de 1.000 habitantes de Cataluña. En el caso de los municipios de más de 20.000 habitantes, los incluidos suponen casi el 80% del total. Por lo que respecta a los municipios medianos (de 5.000 a 20.000 habitantes), la muestra incluye a la mitad de los mismos. Por último, la muestra incluye al 35% del total de municipios de entre 1.000 y 5.000 habitantes, porcentaje que puede considerarse muy elevado para este tamaño de municipio.¹⁰ Si se analiza la representatividad de la muestra según la cantidad de población incluida, el grado de cobertura alcanzado es algo superior al del número de municipios. Esto se explica porque la frecuencia de las respuestas a la encuesta crece con el tamaño de la población. La población incluida en la muestra representa casi el 79% del total de la población de los municipios de más de 1000 habitantes, y el 76% de la población total de Cataluña.

Cuadro 1. La representatividad de la información obtenida a partir de la encuesta.

MUNICIPIOS INCLUIDOS EN EL ANÁLISIS					
Nº.habitantes...	1.000-4.999	5.000-9.999	10.000-10.999	20.000 o >	Total > 1.000
Nº municipios	89	32	26	39	186
% sobre total	34,9	44,4	57,8	79,6	44,2
Población	218.544	233.870	368.415	3.945.521	4.766.350
% sobre total	37,6	47,9	58,4	90,9	78,9
TOTAL DE MUNICIPIOS (1.000 O MÁS HABITANTES) Y POBLACIÓN – 2000					
Nº habitantes	1.000-4.999	5.000-9.999	10.000-10.999	20.000 o >	Total > 1.000
Nº municipios	255	72	45	49	421
Población	582.079	488.545	630.617	4.340.751	6.041.992

Fuente: Elaboración propia a partir de la *Encuesta sobre la Producción de Servicios Públicos Locales (UB)*

que incluyen también este servicio, que pueden sesgar al alza los costes; c) ausencia de los costes de transacción en el caso de contrata externas, que pueden sesgar a la baja los costes de esta forma de producción. A través del proceso de obtención de datos se ha tratado de detectar errores de estos tipos y corregirlos, con la esperanza de que los errores sean de dimensión mínima y estén distribuidos aleatoriamente. Aunque no existían lagunas de información, se ha tenido que excluir a los municipios de Martorelles y Sant Gregori, puesto que la información enviada correspondía, respectivamente, a 2001 y a 2002.

¹⁰ No existen antecedentes en la literatura para España, y son muy escasos para otros países, de estudios que incluyan información significativa para municipios de menos de 5.000 habitantes. Por lo que respecta a los municipios de más de 5.000 habitantes tomados en su conjunto, los incluidos son 97 (60% del total), cifra que es algo superior a las de 75 y 73 usada

Por otra parte, los 186 municipios incluidos en la muestra acumulan 2.492,86 millones de kilos de residuos, cifra que supone casi el 75% del total de residuos generados en Cataluña en 2000. La cantidad de residuos selectivos generados en los municipios de la muestra supone el 12,6% de los residuos totales, porcentaje que para el conjunto de Cataluña es del 12,5%.

El cuadro A-1 en el anexo presenta estadísticas descriptivas para las variables más relevantes. El cuadro 2 resume la definición de las variables, hipótesis y fuentes de datos.

Cuadro 2: Resumen de variables, hipótesis y fuentes de datos.

Variable	Descripción	Hipótesis	Fuente de datos
<i>ct</i>	Coste total		EPSL
<i>qrg</i>	Cantidad de residuos generados	- Cantidad de residuos aumenta el coste total - Economías de escala ligeras en municipios menores [Stevens (1978), Dubin y Navarro (1988)] o inexistentes [Hirsch (1965), Callan y Thomas (2001)]. Ausencia de economías de escala en municipios mayores.	JRGC
<i>pcsel</i>	Porcentaje residuos selectivos	Aumenta los costes (McDavid, 2000, 2001)	JRGC
<i>wr</i>	Nivel salarial relativo (menor)	Efecto negativo y significativo sobre los costes [Stevens (1978), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986)]	INE
<i>frec</i>	Frecuencia de recogida durante la semana	Aumenta costes [Stevens (1978), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Dubin y Navarro (1988), Callan y Thomas (2001)]	EPSL
<i>it</i>	Intensidad turística	Aumenta los costes	SEC e INE
<i>den</i>	Densidad de población	Resultados ambiguos: Ausencia de economías de densidad (Stevens, 1978); deseconomías de densidad (Kitchen (1976); economías de densidad (Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986)); mixtos [Dubin y Navarro (1988), Callan y Thomas (2001)]	INE e IDESCAT
<i>ver</i>	Existe vertedero en el municipio	Reduce el coste (Callan y Thomas, 2001)	JRGC
<i>prod</i>	Producción privada o producción pública	Resultados ambiguos: Producción privada reduce costes [Kitchen (1976), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Reeves y Barrow (2000)]; forma de producción no influye en costes [Hirsch (1965), Dubin y Navarro (1988), Thomas y Callan (2001)]; evidencia mixta [Stevens (1978), McDavid, 2000, 2001)].	EPSL

Nota: Hodge (2000) y Savas (2000) contienen información sobre otros trabajos que han estudiado el efecto de la forma de producción sobre los costes.

Fuentes: EPLS: Encuesta sobre producción de servicios locales (Universitat de Barcelona); JRGC: Junta de Residus (Generalitat de Cataluña); INE: Instituto Nacional de Estadística; SEC: Servicio de Estudios de la Caixa; IDESCAT: Instituto de Estadística de Cataluña.

respectivamente en los trabajos sobre municipios catalanes de Bosch, Pedraja y Suárez-Pandiello (2000, 2001), que podían considerarse ya como bastante elevadas.

La ecuación estimada

A partir de la función de costes [1] se especifica un modelo del siguiente tipo para los costes totales soportados por los municipios por el servicio de residuos sólidos:

$$ct_i = \beta_0 qrg_i^{\beta_1} pcsel_i^{\beta_2} dens_i^{\beta_3} frec_i^{\beta_4} e^{(\beta_5 wr_i + \beta_6 it_i + \beta_7 ver_i + \beta_8 prod_i + u_i)} \quad [7]$$

Todas las variables han sido definidas más arriba. La especificación del modelo toma en consideración que para la variable que refleja la intensidad turística, *it*, existen observaciones cuyo valor es cero, por lo que no es posible su transformación logarítmica. Como en Stevens (1978) y en Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), se ha estimado la forma doble logarítmica de la ecuación:

$$\log ct = \beta_0 + \beta_1 \log qrs + \beta_2 \log pcsel + \beta_3 \log dens + \beta_4 \log frec + \beta_5 wr + \beta_6 it + \beta_7 ver + \beta_8 prod + u_i \quad [8]$$

Una ventaja del empleo de la forma doble logarítmica es que sus coeficientes pueden ser interpretados como elasticidades. Por tanto, la especificación de la ecuación nos permite obtener elasticidades del coste total respecto a, en particular, (1) la cantidad de residuos, (2) la densidad de población y (3) la frecuencia. A partir de la ecuación básica estas elasticidades son:

$$(1) \epsilon_{ct, qrg} = \frac{\delta \log ct_i}{\delta \log qrg_i} = \beta_1 \quad (2) \epsilon_{ct, den} = \frac{\delta \log ct_i}{\delta \log den_i} = \beta_3 \quad (3) \epsilon_{ct, frec} = \frac{\delta \log ct_i}{\delta \log frec_i} = \beta_4$$

Por último, de la revisión de la literatura se desprende la existencia de algunas cuestiones relacionadas con el tamaño del municipio. Por una parte, cuando se han hallado economías de escala [Stevens (1978) y Dubin y Navarro (1988)], se

ha observado su eventual agotamiento a partir de una dimensión de población que suele situarse en el entorno de los 20.000 habitantes. Por otra parte, Stevens (1978) y Dubin y Navarro (1988) abordan la cuestión de la estabilidad estructural de la ecuación de costes o sobre la existencia de diferencias estructurales según tamaño de población. Para poder estudiar estas cuestiones en nuestro contexto se ha segmentado la muestra en diferentes subgrupos (municipios hasta 5.000 habitantes, hasta 10.000, hasta 20.000 habitantes y municipios de 20.000 o más habitantes), y se han estimado las ecuaciones para cada uno de estos subgrupos. A partir de los resultados obtenidos se ha contrastado la existencia de cambio estructural mediante la prueba de Chow.

IV. Resultados empíricos

En esta sección se presentan los resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación mediante el paquete estadístico Intercooler Stata 6.0. Se han realizado también estimaciones robustas de White para ajustar la significación estadísticas de los coeficientes ante la eventual presencia de heterostedasticidad.

IV.1 Resultados empíricos para la estimación de la muestra agregada

El cuadro 3 presenta los resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación para la muestra agregada. Los resultados indican que la capacidad explicativa con respecto a la variabilidad de los costes soportados por los municipios por el servicio de residuos sólidos es muy elevada, por encima del 90%, resultado habitual en los trabajos que toman el coste total como variable explicada, como Stevens (1978) y Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), y ligeramente superior a la obtenida para los residuos de eliminación por Callan y Thomas (2001). El test F indica que la ecuación es altamente significativa, al nivel del 1%.

Cuadro 3: Estimación de la ecuación de coste total para la muestra agregada

Variable	Coefficiente	Estadístico-z de White	Estadístico-t
Constante	-3,626 (0,272)	-13,346***	-12,639***
$\log qrg$	0,994 (0,024)	42,275***	38,408***
$\log pcsel$	0,100 (0,026)	3,828***	4,149***
$\log den$	0,018 (0,020)	0,924	0,854
$\log frec$	0,360 (0,085)	4,232***	4,003***
it	0,013 (0,003)	5,113***	3,246***
wr	-0,123 (0,069)	-1,788*	-2,068**
ver	-0,357 (0,128)	-2,794***	-4,186***
$prod$	-0,054 (0,053)	-1,020	-1,032
R^2	0,973		
R^2 ajustada	0,971		
Test-F		1035,45***	788,72***
N	186		

Notas:

* Error estándar robusto entre paréntesis.

* Estadístico-z con estimación de White para ajuste por eventual heterostedasticidad.

* Niveles de confianza: *** (99%); ** (95%); * (90%).

La variable cantidad de residuos (qrg) tiene una relación muy significativa con el coste, como es lógico, por encima del 99%, y su coeficiente es ligeramente inferior a uno. Sin embargo, no es posible rechazar la hipótesis de ausencia de economías de escala, $\varepsilon \geq 1$ (un análisis más detallado de esta cuestión se realiza en el cuadro 5, más abajo). El porcentaje de residuos selectivos ($pcsel$), la frecuencia del servicio ($frec$) y la intensidad turística (it) aumentan el coste del servicio, y todas estas variables registran una relación muy significativa con el coste, por encima del 99%. Por el contrario, las variables existencia de vertedero en el término municipal (ver) y menor nivel salarial general en la provincia (wr)

ejercen un efecto de reducción de los costes. La variable vertedero es significativa al 99%, mientras que la variable salario relativo muestra un nivel de confianza más bajo, del 90% en la estimación robusta y del 95% en la no robusta. Por último, la densidad de población (*den*) no muestra relación significativa con los costes.¹¹ Tampoco muestra una relación significativa con los costes la variable forma de producción del servicio (*prod*).¹²

IV.2 Resultados empíricos para la estimación de segmentos según población

El cuadro 4 presenta los resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación para diferentes segmentos de municipios según población. En todos los casos, la capacidad explicativa es elevada y la ecuación es muy significativa, al nivel del 1%. Los resultados de la estimación son muy similares en las tres estimaciones que agregan municipios hasta 5.000, 10.000 y 20.000 habitantes respectivamente, y coinciden con los de la estimación de la ecuación agregada.

Las variables cantidad de residuos (*qrg*), porcentaje de residuos selectivos (*pcsel*), frecuencia (*frec*) e intensidad turística (*it*) aumentan el coste del servicio y son significativas por encima del 99%. Las variables vertedero en el municipio (*ver*) y menor nivel salarial (*wr*) reducen los costes y son significativas por encima del 99%, que en el segmento de municipios hasta 20.000 habitantes es del 95%. Por fin, las variables densidad de población (*den*) y forma de producción (*prod*) no muestran relación significativa con los costes en ningún caso.

¹¹ En el desarrollo del análisis empírico se ha observado la existencia de un cierto grado de correlación entre las variables cantidad de residuos generados y densidad. Ante la eventualidad de que esta correlación introduzca problemas de multicolinealidad, se ha reestimado la ecuación sin introducir la variable densidad. Los resultados obtenidos han sido muy similares a los presentados en el cuadro 3, sin que cambien los signos y la dimensión de los coeficientes ni los niveles de significación de las variables. En particular, el coeficiente de la variable *qrg* es muy similar en ambos casos, y no cambian las conclusiones en materia de economías de escala.

¹² Aunque muchos trabajos en la literatura concluyen, a partir de este tipo de resultados, que la privatización reduce o no reduce los costes, según el resultado obtenido para esta variable, es oportuno matizar que no se pueden realizar afirmaciones tajantes sobre el efecto de la privatización a partir de resultados de este tipo. Un análisis del efecto de la privatización debería tomar en cuenta para cada municipio el año en que se contrató externamente por primera vez, y analizar los costes en ese contexto temporal. Este tipo de análisis no es posible con métodos multivariantes, dada la ausencia de los datos temporales necesarios para el mismo.

Cuadro 4: Estimación de la función de coste para segmentos de población

Variable	Ecuación municipios hasta 5.000 habitantes			Ecuación municipios hasta 10.000 habitantes		
	Coefficiente	Estadístico-z	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-z	Estadístico-t
Constante	-2,682 (0,747)	-3,593***	-3,830***	-2,745 (0,532)	-5,157***	-5,446***
log <i>qrg</i>	0,921 (0,060)	15,356***	16,446***	0,925 (0,044)	20,841***	21,643***
log <i>pcsel</i>	0,099 (0,027)	3,625***	3,404***	0,130 (0,035)	3,745***	4,829***
log <i>dens</i>	0,041 (0,030)	1,372	1,177	0,016 (0,026)	0,625	0,556
log <i>frec</i>	0,354 (0,095)	3,733***	3,663***	0,367 (0,091)	4,040***	3,736***
<i>it</i>	0,013 (0,001)	8,921***	2,726***	0,014 (0,002)	6,254***	2,899***
<i>wr</i>	-0,211 (0,073)	-2,881***	-2,996***	-0,223 (0,068)	-3,177***	-3,252***
<i>ver</i>	-0,721 (0,239)	-3,017***	-3,899***	-0,837 (0,163)	-5,136***	-5,456***
<i>prod</i>	-0,005 (0,630)	-0,074	-0,074	0,022 (0,060)	0,373	0,357
R ²	0,899			0,925		
R ² ajust.	0,889			0,920		
Test-F		146,68***	88,91***		159,63***	173,79***
N	89			121		

Notas: * Error estándar robusto entre paréntesis.

* Estadístico-z con estimación de White para ajuste por presencia de heterostedasticidad.

* Niveles de confianza: *** (99%); ** (95%); * (90%).

El cuadro 4 incluye también la estimación de la ecuación para los municipios de mayor población. Los resultados muestran diferencias apreciables para algunas de las variables. La intensidad turística (*it*) no muestra efecto sobre los costes. Este resultado puede deberse a que los alojamientos gravados en 2000 con el IAE responden en mucha menor medida a actividad turística y sirven mucho más a actividades de negocios y de otros tipos, con mucho menor componente estacional.¹³ En cuanto al nivel salarial (*wr*), no muestra relación significativa con

¹³ Como se ha mencionado más arriba existen estimaciones del Institut de Estadística de Catalunya sobre población estacional en 1998 para municipios de más de 5.000 habitantes en ese año. Esto permite reestimar la ecuación para los municipios de mayor población sustituyendo la variable intensidad turística (*it*) por otra variable, que denominados *estacional*, construida a partir de las estimaciones de población estacional. En particular, se toma como indicador el cociente entre la “población equivalente a tiempo completo” (ETCA, que agrega vecinos residentes y población estacional) de 1998 y la población de derecho en 1998

los costes, al igual que ocurre en Stevens (1978) para los municipios de mayor población. Esto puede deberse a que en Lleida sólo un municipio, la capital, tiene más de 20.000 habitantes, lo que genera una variabilidad muy escasa. Además, Lleida es el octavo municipio con más habitantes entre los 39 de este segmento, y es plausible que en este rango de población la variación interterritorial de salarios sea mucho menor.

Cuadro 4 cont': Estimación de la función de coste para segmentos de población

Variable	Ecuación municipios hasta 20.000 habitantes			Ecuación municipios 20.000 o más habitantes		
	Coefficiente	Estadístico-z	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-z	Estadístico-t
Constante	-2,980 (0,420)	-7,098***	-7,205***	-5,558 (0,735)	-7,558***	-7,460***
log <i>qrg</i>	0,947 (0,036)	26,159***	25,868***	0,974 (0,040)	24,286***	32,283***
log <i>psel</i>	0,099 (0,027)	3,730***	3,820***	0,133 (0,047)	2,813***	2,230**
log <i>dens</i>	0,013 (0,025)	0,526	0,470	-0,020 (0,027)	-0,729	-0,771
log <i>frec</i>	0,391 (0,091)	4,282***	3,950***	1,628 (0,336)	4,838***	4,895***
<i>it</i>	0,014 (0,002)	6,586***	3,259***	-0,00003 (0,004)	-0,006	-0,003
<i>wr</i>	-0,155 (0,071)	-2,194**	-2,393**	0,083 (0,051)	1,642	0,545
<i>ver</i>	-0,450 (0,193)	-2,327**	-3,934***	-0,200 (0,044)	-4,573***	-2,292**
<i>prod</i>	-0,051 (0,065)	-0,790	-0,853	0,107 (0,093)	1,153	1,409
R ²	0,941			0,980		
R ² ajust.	0,937			0,974		
Test-F		285,52***	273,19***		20,40***	180,99***
N	147			39		

Notas: * Error estándar robusto entre paréntesis.

* Estadístico-z con estimación de White para ajuste por presencia de heterostedasticidad.

* Niveles de confianza: *** (99%); ** (95%); * (90%).

* En la estimación para los municipios de 20.000 o más habitantes el tamaño limitado de la muestra no permite afirmar la superioridad de la estimación robusta sobre la no robusta.

(ETCA₉₈/POB₉₈), con el supuesto imprescindible de que este ratio se mantiene estable entre 1998 y 2000. El cuadro A-2 del anexo muestra los resultados de esta estimación. Su gran similitud con los de la estimación original para los municipios de mayor población confirma estos resultados y, además, sugiere que el indicador de intensidad turística usado en nuestro análisis parece una buena aproximación a la estacionalidad de la población por motivos turísticos.

IV.3 Análisis de las economías de escala

El cuadro 5 presenta los resultados del contraste de la hipótesis de ausencia de economías de escala ($H_0: \beta_1 \geq 1$),¹⁴ tanto para la estimación robusta como para la no robusta. La hipótesis de ausencia de economías de escala no puede ser rechazada para la estimación agregada y para la estimación del segmento de municipios de mayor población. En cambio las estimaciones de la ecuación para los municipios de menor población presentan resultados diferentes. Primero, el coeficiente hallado es más bajo. Segundo, es posible rechazar la hipótesis de ausencia de economías de escala con niveles de confianza del 95% (estimación hasta 10.000 habitantes) y del 90% (estimaciones hasta 5.000 y hasta 20.000 habitantes).

Cuadro 5. Análisis de la existencia de economías de escala con el output

Ecuación	N	Coeficiente	Estadístico-z	Estadístico-t
Agregada	186	0,9938	-0,2655	-0,2412
Municipios de 20.000 o más habitantes	39	0,9735	-0,6605	-0,8779
Municipios hasta 20.000 habitantes	147	0,9470	-1,4633*	-1,4470*
Municipios hasta 10.000 habitantes	121	0,9255	-1,6783**	-1,7428**
Municipios hasta 5.000 habitantes	89	0,9207	-1,3232*	-1,4712*

Notas: * El estadístico-z corresponde a la estimación robusta y el estadístico-t a la estimación no robusta. Los niveles de confianza para el rechazo de la hipótesis son: ** (95%) y * (90%).

Nuestros resultados sobre economías de escala coinciden con los de Dubin y Navarro (1988) y Callan y Thomas (2001) al no encontrar economías de escala para el conjunto de los municipios. También coinciden con los de Stevens (1978) y Dubin y Navarro (1988), al encontrar economías de escala en los municipios de menor población, que se agotan paulatinamente con el aumento del número de habitantes del municipio, a partir de 20.000 habitantes. Además, coinciden con los resultados desagregados de Stevens (1978) en la medida en que, dentro del

¹⁴ El análisis de una hipótesis de este tipo implica el uso del contraste de una cola, puesto que la hipótesis alternativa es $H_1: \beta_1 < 1$, que corresponde a la existencia de economías de escala.

rango de población relevante para las economías de escala, la intensidad de las mismas se reduce progresivamente a medida que se amplía el tamaño de los municipios considerados. En el cuadro 5 se observa que el coeficiente se aproxima a 1 a medida que la estimación incluye municipios de mayor población.

Por otra parte, nuestros resultados sobre economías de escala en los municipios de menor población presentan un carácter muy ligero, como en Dubin y Navarro (1988). Su entidad es algo menor y su nivel de significación más moderado que los obtenidos en Stevens (1978). Una interpretación de estas diferencias de grado puede residir en la extensión, en nuestro entorno geográfico de referencia, de reformas que tienen gran potencialidad para la realización de las economías de escala. Más arriba, en la nota a pie número 5, se informa de que la contratación externa alcanza al 80% de los municipios de la muestra, y la supramunicipalización del servicio es muy elevada, particularmente entre los municipios de pequeña dimensión que mantienen la producción pública. Estas reformas han tenido un efecto indudable de realización de economías de escala en el rango relevante de municipios. Esto explicaría que si bien nuestro análisis revela la existencia de economías de escala, éstas tienen una intensidad y una significación relativamente reducida.

IV.4 La prueba de cambio estructural.

Los resultados obtenidos a partir de la estimación de las ecuaciones revelan diferencias significativas entre las estimaciones para los municipios de mayor población y para los municipios de menor población. Esto sugiere la existencia de dos ecuaciones. A través de la prueba de Chow podemos contrastar la existencia de cambio estructural. El cuadro 6 presenta los resultados relevantes de las estimaciones para esta prueba.

Cuadro 6. Test del cambio estructural

Ecuación	n	k	Suma del cuadrado de los residuos	Grados de libertad
Agregada (restringido)	186	9	11,5729 = S ₀	177
Municipios < 20.000 habitantes (no r ₁)	147	9	9,8210 = S _{1,1}	138
Municipios de 20.000 o más habitantes (no r ₂)	39	9	0,5799 = S _{1,2}	30

Con estos datos estamos en condiciones de aplicar el test-F:

$$F = \frac{(S_0 - \sum S_{1,i}) / [(n-k) - (n-2k)]}{\sum S_{1,i} / (n-2k)} = 2,103 > 1,88 = F_{0,95}(9,168)$$

Por tanto, podemos rechazar al nivel del 5% la hipótesis de que no ha habido cambio estructural y aceptamos la hipótesis alternativa: la ecuación es diferente según sea para los municipios de mayor población o los de menor población. En consecuencia, es conveniente, como se realiza en este trabajo, analizar los costes del servicio de residuos sólidos teniendo en cuenta la población de los diferentes municipios.

V. Conclusiones

Esta investigación ha analizado la variabilidad entre los municipios de los costes soportados por el servicio de residuos sólidos, análisis del que la literatura carece de precedentes para España. Se ha empleado el análisis multivariante para determinar los factores que influyen en los costes municipales del servicio. Además de la propia determinación de la función de costes y del estudio específico de la existencia de economías de escala, y de otros factores explicativos estudiados en los antecedentes para otros países, se ha prestado una atención particular al fenómeno de la estacionalidad que implica la actividad turística. Además, en este contexto de análisis multivariante, se ha analizado la influencia de la forma de producción del servicio (producción pública o contratación externa) sobre los costes.

Los resultados de nuestro análisis empírico revelan una elevada capacidad explicativa y significación de las ecuaciones estimadas. Se han encontrado economías de escala significativas en los municipios de menor población. La intensidad de las economías de escala es limitada, y tanto su intensidad como su significación se reducen con el aumento de la población del municipio, y se agotan para los municipios de mayor población.

El porcentaje de residuos selectivos, la frecuencia del servicio y la intensidad turística aumentan el coste del servicio, y muestran significación muy elevada. Por el contrario, la existencia de vertedero en el término municipal y el menor nivel salarial reducen los costes. La significación de estas variables es también elevada, en general. Por último, la densidad de población no muestra relación significativa con los costes. Tampoco muestra una relación significativa con los costes la forma de producción del servicio.

De nuestros resultados empíricos se derivan algunas implicaciones relevantes para la gestión del servicio de residuos sólidos. Entre las mismas nos parecen destacables que el impulso de la generación de residuos selectivos comporta un aumento de los costes totales del servicio, y que la política de reformas en la gestión, mediante la contratación externa y/o la agregación supramunicipal del servicio, pueden haber realizado economías de escala en el sector.

Respecto a nuestro resultado que indica la ausencia de influencia de la forma de producción (pública o privada) sobre los costes, se plantea la hipótesis de que, por una parte, eventuales mejoras derivadas de la contratación externa en el momento inicial de la reforma pueden haber sido afectadas por procesos de concentración y de disminución de la competencia por el contrato como los observados en otros países. Por otra parte, los gestores de las unidades que mantienen producción pública pueden haber sido estimulados, por la amenaza de privatización, a emprender reformas de mejora de la gestión pública a través de procesos como la supramunicipalización del servicio y/o la transformación de las

unidades burocráticas en formas societarias públicas más ágiles. La documentación empírica de estas hipótesis queda como tarea para una próxima investigación.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bel, Germà (2002) “Privatización de servicios locales: Algunas implicaciones sobre las tasas de usuarios y el presupuesto”, *Análisis Local*, núm. 45, 45-58.
- Bel, Germà y Antonio Miralles (2003), “Factors influencing privatization of urban solid waste collection in Spain”, *Urban Studies*, vol. 40 (7), 1323-1334.
- Bodkin, Ronald G. y David W. Conklin (1971), “Scale and other determinants of municipal government expenditures in Ontario: A quantitative analysis”, *International Economic Review*, vol. 12 (3), págs. 465-481
- Bosch, Núria, Francisco Pedraja y Javier Suárez-Pandiello (2000), “Measuring the efficiency of Spanish municipal refuse collections services”, *Local Government Studies*, vol. 26 (3), págs. 71-90.
- Bosch, Núria, Francisco Pedraja y Javier Suárez-Pandiello (2001), *The efficiency of refuse collection services in Spanish municipalities: do non-controllable variables matter?* Document de Treball 2001/4. Barcelona: Institut d’Economia de Barcelona.
- Callan, Scott J. y Janet M. Thomas (2001), “Economies of scale and scope: A cost analysis of municipal solid waste services”, *Land Economics*, vol. 77 (4), págs. 548-560.
- Cubbin, John, Simon Domberger y Shirley A. Meadowcroft (1987), “Competitive tendering and refuse collection: Identifying the sources of efficiency gains”, *Fiscal Studies*, vol. 8 (3), págs. 49-58.
- Domberger, Simon, Shirley A. Meadowcroft y David J. Thompson (1986), “Competitive tendering and efficiency: The case of refuse collection”, *Fiscal Studies*, vol. 7 (4), págs. 69-87.
- Dubin, Jeffrey A. y Peter Navarro (1988), “How markets for impure public goods organize: The case of household refuse collection”, *Journal of Law, Economics and Organization*, vol. 4 (2), págs. 217-241.
- Hirsch, Werner Z. (1965), “Cost functions of an urban government service: refuse collection”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 47 (1), págs. 87-92.
- Hodge, Graeme A. (2000), *Privatization. An international review of performance*. Boulder (Colorado): Westview Press.
- Kinnaman, Thomas C. y Don Fullerton (2000), “Garbage and recycling with endogenous local policy”, *Journal of Urban Economics*, vol. 48 (3), págs. 419-442.
- Kitchen, Harry M. (1976), “A statistical estimation of an operating cost function for municipal refuse collection”, *Public Finance Quarterly*, vol. 4 (1), págs. 56-76.
- Johnston, J. (1984), *Métodos de Econometría*. Barcelona: Vicens Vives, 1987.
- Ladd, Helen F. (1992), “Population growth, density and the costs of providing public services”, *Urban Studies*, vol. 29 (2), 273-295.
- McDavid, James C. (2000), “Alternative service delivery in Canadian local governments: The costs of producing solid waste management services”, *Canadian Journal of Regional Science*, vol. XXIII (1), 157-174.
- McDavid, James C. (2001), “Solid-waste contracting-out, competition, and bidding practices among Canadian local governments”, *Canadian Public Administration*, vol. 44 (1), 1-25.
- Reeves, Eoin y Michael Barrow (2000), “The impact of contracting-out on the costs of refuse collection services: The case of Ireland”, *Economic and Social Review*, vol. 31 (2), 129-150.

- Sanromá, Esteban y Raúl Ramos (1999), “Regional structure of wages and external economies in Spain”, en G. Crampton, ed., *Regional unemployment, job matching, and migration*. European Research in Regional Science, vol. 9. Londres: Pion, págs. 183-208.
- Savas, Emmanuel S., ed., (1977), *The organization and efficiency of solid waste collection*. Lexington (Massachussets): Lexington Books.
- Savas, Emmanuel S. (2000), *Privatization & Public-Private Partnerships*. New York: Chatham House
- Solé-Ollé, Albert y Núria Bosch (2003), *On the relationship between local authority size and expenditure: lessons for the design of intergovernmental transfers in Spain*. X Encuentro de Economía Pública, Santa Cruz de Tenerife, febrero de 2003.
- Stevens, Barbara J. (1978), “Scale, market structure, and the cost of refuse collection”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 60 (3), págs. 438-448.

ANEXO:

Cuadro A.1. Resumen estadístico [media (y desviación estándar)] para variables relevantes

Habitantes	Municipios	Coste (euros)	Cantidad de residuos (Kilos)	% residuos selectivos	Densidad	Frecuencia	Intensidad turística
Muestra agregada	186	955.665 (4.544.265)	13.402.459 (56.945.641)	11,17 (7,67)	1.170,22 (2.791,61)	6,05 (1,20)	1,23 (4,81)
1.000 a 19.999	147	221.582 (281.863)	3.503.225 (3.712.996)	10,79 (8,35)	305,250 (396,74)	5,88 (1,27)	1,29 (5,13)
20.000 o más	39	3.722.593 (9.501.965)	50.714.959 (118.010.421)	12,59 (4,01)	4.430,47 (4.850,97)	6,69 (0,47)	1,02 (3,33)

Fuente: Elaboración propia a partir de la *Encuesta sobre la Producción de Servicios Públicos Locales*.

Cuadro A-2: Estimación de la función de coste para municipios de más de 20000 habitantes con la variable *estacional*

Variable	Ecuación municipios más de 20.000 habitantes		
	Coefficiente	Estadístico-z	Estadístico-t
Constante	-5,599 (0,7078)	-7,910***	-7,466***
log <i>qrg</i>	0,9722 (0,0395)	24,619***	32,710***
log <i>pcsel</i>	0,1383 (0,0488)	2,834***	2,283**
log <i>dens</i>	-0,0158 (0,0265)	-0,597	-0,607
log <i>frec</i>	1,6225 (0,3317)	4,891***	4,888***
<i>estacional</i>	0,0318 (0,0625)	0,509	0,396
<i>wr</i>	0,0931 (0,0511)	1,821	0,607
<i>ver</i>	-0,2120 (0,0470)	-4,511***	-2,507**
<i>prod</i>	0,1035 (0,0892)	1,160	1,375
R ²	0,9798		
R ² ajust.	0,9744		
Test-F		16,16***	181,96***
N	39		

Notas: * Error estándar robusto entre paréntesis.

* Estadístico-z con estimación de White para ajuste por presencia de heterostedasticidad.

* Niveles de confianza: *** (99%); ** (95%).

* En la estimación para los municipios de 20.000 o más habitantes el tamaño limitado de la muestra no permite afirmar la superioridad de la estimación robusta sobre la no robusta.